

研究ノート 韓国における賃金構造 -- 1976、87、95年のマイクロデータによる実証分析

著者	元 鍾鶴
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	43
号	1
ページ	44-57
発行年	2002-01
出版者	日本貿易振興会アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007934

韓国における賃金構造

——1976, 87, 95年のマイクロデータによる実証分析——

ウォン ジョン ハク
元 鍾 鶴
なか むら じ ろう
中 村 二 朗

はじめに

- I 韓国の賃金構造に関する先行研究
 - II 賃金関数の推定
 - III 勤続年数効果と標本選択問題
- おわりに

はじめに

企業内賃金構造に関しては、これまでも多くの分析がある。特に、年功賃金の存在に関しては、人的資本理論[Becker 1964]、インセンティブ仮説 [Lazear 1979; Salop and Salop 1976]、生活費保障仮説 [小野 1989] などの枠組みが提示されている。日本でも、年功賃金に関しては内部労働市場の効率性との関係で様々な議論が行われており、その是非が議論されている。この背景には、企業内における高齢化や、企業が直面する技術の急速な変化などにより企業内部で必要な技能を持った人材を養成することが難しくなっていることなどがあることはいうまでもない。

韓国の賃金構造についても、これまでに少なからぬ実証分析が行われ賃金構造が年功的であることは確認されている。しかし、後述するように必ずしも統一的な見解は存在しないように思われる。一方、韓国においても日本同様に1990年代のバブル崩壊とともに労働市場の構造に対

する見直し論が議論されている。言うまでもなく、年功賃金と長期的雇用慣行は表裏一体のものであり、年功賃金の見直しは労働市場における人材育成のメカニズムなど様々な事柄に影響を及ぼすことが考えられる。

韓国では、年功賃金の存在とともに先進国と比べて相対的に高い転職率が存在していると言われている。仮に、相対的に高い年功賃金と高い転職率が併存しているとすれば、韓国の労働市場の特性をどのように理解すべきか、また、年功賃金の見直しによる長期的効果をどのように判断すべきか様々な疑問が提起される。

これらの疑問に十分に答えられるような枠組みを構築することが必要とされるが、韓国については年功賃金の存在については従来から指摘されているが、年功の程度やその時系列的変化については必ずしも十分な検討が行われているわけではない。特に、儒教思想が日本と比べて強く反映していると考えられ、特定企業における勤続年数よりも年齢に依存した賃金体系が広く採用されていることも予想される(この点については、Kim (1992) を参照)。韓国の賃金構造がどのような要因によって決定されているのか、また、その決定要因の効果が時系列的にどのように変化して来ているのかを整理することは、今後の韓国労働市場の効率性を検討する上で不

可欠である。

本稿では、以上の問題意識を背景にして、韓国の賃金構造とその変化について年功の視点を中心に数量的分析を行い、経験的事実を明らかにすることを目的とする。具体的には、3時点（1976、87、95年）における「賃金構造基本統計調査」の個票を用いて賃金関数の推定を行い、賃金に及ぼす年齢と勤続年数の効果が、1970～90年代にどのように変化したのかを分析する。

本稿の構成は以下のようになっている。まず、第Ⅰ節では、マイクロデータを利用して韓国の賃金を分析した主な先行研究を展望する。第Ⅱ節では、賃金関数を推定する際に用いられるモデルおよびデータについて説明するとともに、推定結果から勤続年数と年齢の効果を中心に韓国の年功賃金の変化を吟味する。第Ⅲ節では、賃金構造の変化が労働者の定着度にどのような影響を与えているのかを定着度の高い労働者の推移および高定着度労働者の比率と年功度との関係について分析を行う。最後に、分析結果の要約と今後の研究課題について述べる。

I 韓国の賃金構造に関する先行研究

韓国の賃金構造を分析した研究として、朴烜求・朴世逸（1984）、朴英凡（1993）、Kim（1992）、小野（1989）、Genda and Yee（1995）などがある。

朴烜求・朴世逸は1980年のデータを用いて賃金に影響を与える要因について分散分析（ANOVA）を行った。韓国の賃金決定に大きな効果をもつ要因は性であり、続いて年齢、学歴、職種、規模、産業、地域の順であることが示された。また、韓国の年功型賃金について以下の

点を指摘している。(1)韓国の年齢—賃金曲線の勾配は欧米諸国は勿論のこと日本より高い。(2)年齢—賃金曲線が頭打ちせず上昇し続ける。しかもこのような年齢—賃金曲線は大企業のみならず、小規模企業でも見られる。(3)韓国の年功型賃金体系を説明するには、「賃金=生産性」仮説よりは「賃金=労働供給価格=生活費」仮説がより妥当である。

しかしながら、朴烜求・朴世逸の分析は、年功型賃金を議論しながら年功を構成するもうひとつの側面である勤続年数については全く議論していない。勤続年数の効果が年齢の効果に含まれてしまい、勤続年数と年齢の効果を区別することができない^(注1)。また、年齢—賃金曲線の勾配も賃金関数の推定値ではなく平均賃金総額を用いて算出している。平均賃金総額では年齢以外の様々な要素がコントロールされていないことを考えると、年齢—賃金曲線が純粋な年齢の効果を反映しているとは言い難い。

朴英凡は、朴烜求・朴世逸と同一のモデルで1990年のデータを用いて賃金決定要因を分析している。その結果によると、賃金決定要因として年齢の比重が圧倒的に大きく、続いて性、教育となる。賃金決定要因の中でもっとも重要な要因が性から年齢に変わったことを除くと、1980年を対象とした朴烜求・朴世逸の結果とほぼ同じであり、両期間において賃金決定要因がそれほど変わってないことが示唆されている。しかし、朴英凡の分析にも、朴烜求・朴世逸の研究で指摘した問題点が解決されずに残っている。

韓国の賃金体系をミンサー型賃金関数を用いて分析した研究として、1978年と85年のデータを利用した小野の分析がある。日本と同じく韓国でも年齢要因が企業内賃金構造に及ぼす効果

は、内部経験と外部経験とが個別に及ぼす効果の和より大きいと結論付けており、生活費保障仮説の妥当性を示唆している^(注2)。小野の研究はミンサー型賃金関数を利用して賃金構造を分析したことや職種経験年数を考慮するなどの特徴を持つ。しかしながら、年齢効果の時系列的な変化の検討はなされていない。

Kim は、韓国の年功的賃金を儒教という文化的な立場から分析している。1974, 79, 84年のデータを用いて、韓国の賃金に強い影響力を及ぼすのは年齢であり、そのことは上下関係を重視する社会・文化的な側面に起因すると説明している。しかし、このような社会・文化的な分析からは、年齢の効果が企業規模によって異なる点や、時系列的に勤続年数の効果が高くなっていることなどを説明できない。

一方、Genda and Yee では勤続年数による賃金の上昇効果は日本より高いにもかかわらず、転職率が高いことに注目して、勤続年数の長い労働者とそうでない労働者との間に標本選択問題が存在する可能性を指摘し、Heckman の2段階推定法で賃金関数を推定した。韓国においては早い時期での選抜が行われていることや、昇進に及ぼす勤続年数の効果が逆U字型であること、外部経験年数の効果が大きいことなどを明らかにした。しかし、なぜ最初の10年間は勤続年数が重視されるが、その後は外部経験年数が相対的に重視されるようになるのかなどについて十分な説明がなされていない^(注3)。

以上のように韓国の賃金構造に関する先行研究は、韓国の賃金構造が年功的であることについては指摘しているが、年功度の程度や決定要因などについてはほとんど注意を払っていない。賃金体系が年功的であってもそれが年齢による

ものか、それとも勤続年数によるものかによって勤労意欲や転職行動などに及ぼす影響は違ってくるので、両者を分離してそれぞれの大きさと変化を分析する必要がある。

II 賃金関数の推定

1. モデルと変数

本節では、1970年代以降における賃金構造の変化を、賃金関数を推定することにより実証的に検討する。推定式は標準的なミンサー型賃金関数を用いる^(注4)。

$$\ln(W/H) = \beta_0 + X\beta + Z\gamma + \varepsilon \quad (1)$$

被説明変数は自然対数をとった時間当たり賃金 (= (決まって支給される賃金+年間ボーナス/12)/労働時間) である。また、 X は個人属性ベクトル、 Z はその他の変数ベクトルである。 X として、年齢、勤続年数、婚姻状態、学歴を、 Z として、規模、産業、職種、地域を用いる。 β と γ はパラメータベクトルである。

学歴は中卒以下を基準として高卒、専門大卒、大卒以上の学歴ダミー変数を用いた。婚姻ダミーは結婚すると家族手当などが支給されることを考慮するため加えられた。規模は、事業所の従業員数で小規模 (10~99人)、中規模 (100~499人)、大規模 (500人以上) にわけ、中規模をベースとした^(注5)。産業分類は、鉱業、製造業、電気・ガス・水道業、建設業、運輸・倉庫、金融・不動産、サービス産業で、製造業をベースとした^(注6)。職種は、管理職、専門・技術職、事務職、販売職、生産職と分け、生産職をベースとする。また、地域間の賃金格差を考慮するために各道を示す地域ダミーを導入した^(注7)。ベースはソウルである。

2. 使用データ

推定に用いたデータは、韓国労働部が実施している「賃金構造基本統計調査」の個票である。「賃金構造基本統計調査」は1969年から、常用労働者10人以上の事業所を対象に毎年6月の1カ月間に実際支払われた賃金と前年度1年間の年間ボーナス、労働者の属性および企業属性について調査している。また、年によって内容が若干異なるが、30年以上継続して調査されているため、賃金構造の時系列的変化を分析することが可能である(注8)。

調査対象は、韓国標準産業分類による農業・狩猟業および林業、漁業、公共行政・国防および社会保障行政、家事サービス業、国際およびその他の外国機関を除く全産業の常用労働者10人以上の事業所の中から層化抽出方法によって抽出された約3500カ所(年によって異なる)の標本事業所である。分析に用いるデータは1976、87、95年の「賃金構造基本統計調査」の個票から10%抽出したものであり、女性、56歳以上の労働者および役員は除外した(注9)。記述統計量を表1に示す。

3. 推定結果

表2にモデルの推定結果を示す。(1)欄は全サンプルを対象にして推定した結果、(2)~(4)欄は規模別の推定結果である。規模別賃金関数を推定した理由は、規模によって雇用管理や教育訓練のシステムが異なることが考えられるからである。推定は標本抽出率を加重値とする加重通常最小自乗法(Weighted OLS)(注10)であり、決定係数とサンプル数を表の下段に示した。無印は推定値が1%の有意水準で統計的に有意、*印は5%で有意であることを示している。+を付したのは推定値が5%で有意とならない場合である。

これはごく少数の推定値に限られ、多くが1%水準で統計的に有意であった。なお、産業、職種、地域ダミーについては、推計結果の表示から割愛した。

本題に入る前に、簡単に推定結果を検討しよう。推定結果から規模別賃金格差を見ると(規模ダミー係数)、小規模と中規模との賃金格差は1976年の-0.091から、87年には-0.078、95年には-0.017へと年々小さくなっている。一方、中規模と大規模との賃金格差は、1976年の0.083から、87年の0.064へと縮小、95年には0.099へと拡大している。以上の結果は、規模間賃金格差に関する先行研究と整合的である[朴烜求・朴世逸 1984, 273; 鄭 1991, 17]。

次に学歴の効果を検討する。規模計の(表2の(1)欄)大卒者ダミーの推定値は0.667(1976年)、0.471(87年)、0.349(95年)と時間とともに小さくなっている。減少幅を見ると1976年と87年との間の減少幅が87年と95年のそれより大きいことから、学歴間賃金格差の縮小は80年に入ってから急速に進展したと考えられる。特に、1987年以降高卒者と大卒者との賃金格差が大幅に縮小している(注11)。規模別に見ても(表2の(2)~(4)欄)その傾向はほぼ同じである。学歴間賃金格差が縮小している原因として、1980年代以降の進学率の上昇と87年の労働運動における「下厚上薄」の原則、つまりそれまで賃金が低かった低学歴の労働者の賃金をより多く上昇させる原則をとったことなどを指摘できる。

以上で考察したように規模や学歴による賃金構造の変化は先行研究と同じ傾向を示している。以下では、本稿の主要な関心事である年齢と勤続年数効果の変化について規模計と規模別に分けて検討する。

表1 使用したデータの記述統計量

		1976	1987	1995
規 模 ¹⁾	小	4,379	2,054	2,638
	(10～99人)	(33.57)	(40.47)	(46.09)
	中	5,717	6,613	13,699
	(100～499人)	(35.34)	(31.00)	(28.22)
	大	6,066	10,560	11,352
	(500～人)	(31.09)	(28.53)	(25.69)
学 歴(%)	中卒以下	54.86	33.45	15.09
	高卒	32.3	45.52	43.96
	専門大卒	2.22	4.91	8.34
	大卒以上	10.60	17.12	32.60
年 齢(年) ²⁾	全体	31.02(8.29)	33.37(8.14)	35.27(8.17)
	小	31.00(9.04)	33.43(8.75)	35.14(8.82)
	中	31.19(8.46)	34.03(8.39)	35.33(8.26)
	大	30.89(7.51)	32.94(7.82)	35.24(7.91)
勤続年数(年) ²⁾	全体	3.10(3.34)	5.08(4.85)	7.29(6.06)
	小	2.75(3.34)	4.19(4.92)	5.03(5.24)
	中	2.89(3.17)	4.66(4.70)	6.75(5.88)
	大	3.55(3.45)	5.49(4.88)	8.47(6.22)
賃金総額(ウォン)	全体	92,992	479,483	1,513,610
	小	84,506	408,284	1,219,394
	中	916,505	464,556	1,471,097
	大	100,194	502,680	1,633,282
総実労働時間	全体	246.77	231.01	215.76
	小	235.06	221.40	214.80
	中	247.24	231.09	216.12
	大	254.76	232.93	215.55

(出所) 筆者作成。以下の表も同じ。

(注)1) かっこ内は抽出率で復元した場合の構成比(%)。

2) かっこ内は標準偏差。

4. 年齢と勤続年数効果の推移

1970年代から90年代にかけて年功度がどのように変化してきたかを年齢と勤続年数の賃金に及ぼす効果の変化を通じて検討する。表3は賃金関数の推定結果を利用して年齢と勤続年数の効果を弾性値で見たものである^(注12)。

規模計の年齢効果をみると、年によって大きさに若干差は見られるものの、調査対象になったすべての年において効果が小さくなっている。

ここで、1976年から95年まで年齢効果がどのように変化したかを35歳の労働者を例にして見ることにしよう。規模計で見た場合、年齢の効果は1976年の0.013から、87年には0.009、95年には0.010と、87年以降若干上昇しているように見える。しかしながら、これを規模別に分けると、1987年以降年齢効果が上昇しているのは小規模においてのみであり(0.011→0.005→0.009)、大規模においては76年から95年まで低下し

表2 推定結果

変数	規模計(1)		小規模(2)		中規模(3)		大規模(4)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
1976								
年 齢	0.10049	0.0040	0.10889	0.0073	0.11174	0.0061	0.07059	0.0063
年 齢 2	-0.00125	0.0001	-0.00140	0.0001	-0.00138	0.0001	-0.00082	0.0001
勤続年数	0.05751	0.0036	0.04951	0.0060	0.06114	0.0050	0.06296	0.0072
勤続年数 2	-0.00133	0.0003	-0.00086*	0.0004	-0.00175	0.0003	-0.00151	0.0006
高 卒	0.20281	0.0103	0.15790	0.0226	0.20791	0.0170	0.20460	0.0134
専門大卒	0.31718	0.0307	0.20025	0.0562	0.35376	0.0467	0.39173	0.0584
大 卒	0.66726	0.0215	0.56851	0.0473	0.67935	0.0333	0.72599	0.0276
婚姻状態	0.06423	0.0128	0.08362	0.0272	0.03739+	0.0206	0.08339	0.0174
小規模	-0.09098	0.0107						
大規模	0.08258	0.0095						
定数項	3.53150		3.36558		3.32841		4.04488	
R-sq	0.5705		0.5948		0.5328		0.6117	
サンプル数	16,162		4,379		5,717		6,066	
1987								
年 齢	0.07796	0.0046	0.08403	0.0090	0.08598	0.0049	0.04893	0.0041
年 齢 2	-0.00099	0.0001	-0.00113	0.0001	-0.00105	0.0001	-0.00054	0.0001
勤続年数	0.04988	0.0024	0.04613	0.0050	0.04464	0.0027	0.06454	0.0025
勤続年数 2	-0.00074	0.0001	-0.00046*	0.0002	-0.00061	0.0001	-0.00158	0.0001
高 卒	0.08463	0.0100	0.04883	0.0217	0.08936	0.0107	0.14857	0.0086
専門大卒	0.15188	0.0198	0.07643+	0.0421	0.14799	0.0223	0.26442	0.0178
大 卒	0.47066	0.0171	0.43918	0.0366	0.45155	0.0202	0.53966	0.0151
婚姻状態	0.10481	0.0131	0.0926	0.0287	0.14148	0.0142	0.08382	0.0098
小規模	-0.07791	0.0101						
大規模	0.06373	0.0062						
定数項	5.55268		5.46372		5.32112		5.98440	
R-sq	0.6805		0.6702		0.7127		0.6967	
サンプル数	19,227		2,054		6,613		10,560	
1995								
年 齢	0.07415	0.0048	0.08286	0.0086	0.07570	0.0040	0.04018	0.0039
年 齢 2	-0.00092	0.0001	-0.00105	0.0001	-0.00093	0.0001	-0.00046	0.0001
勤続年数	0.05368	0.0023	0.04990	0.0047	0.04879	0.0020	0.07165	0.0022
勤続年数 2	-0.00092	0.0001	-0.00067	0.0002	-0.00079	0.0001	-0.00161	0.0001
高 卒	0.10304	0.0133	0.10377	0.0260	0.09028	0.0115	0.11732	0.0099
専門大卒	0.15776	0.0190	0.13464	0.0365	0.15340	0.0158	0.21665	0.0146
大 卒	0.34872	0.0180	0.29120	0.0363	0.37239	0.0151	0.44040	0.0133
婚姻状態	0.07755	0.0122	0.08811	0.0241	0.07417	0.0100	0.06323	0.00856
小規模	-0.01727+	0.0091						
大規模	0.09897	0.0052						
定数項	6.73606		6.61263		6.69608		7.30693	
R-sq	0.5749		0.5162		0.5867		0.5961	
サンプル数	27,689		2,638		13,699		11,352	

(注) 無印は1%, *は5%で有意, +は5%で有意でないことを示す。

表3 年齢と勤続年数の賃金効果

	1976			1987			1995		
	規模計	小	大	規模計	小	大	規模計	小	大
年 齢									
25	0.03799	0.03889	0.02959	0.02846	0.02753	0.02193	0.02815	0.03036	0.01718
30	0.02549	0.02489	0.02139	0.01856	0.01623	0.01653	0.01895	0.01986	0.01258
35	0.01299	0.01089	0.01319	0.00866	0.00493	0.01113	0.00975	0.00936	0.00798
40	0.00049	-0.00311	0.00499	-0.00124	-0.00637	0.00573	0.00055	-0.00114	0.00338
45	-0.01201	-0.01711	-0.00321	-0.01114	-0.01767	0.00033	-0.00865	-0.01164	-0.00122
50	-0.02451	-0.03111	-0.01141	-0.02104	-0.02897	-0.00507	-0.01785	-0.02214	-0.00582
勤続年数									
1	0.05485	0.04779	0.05994	0.04840	0.04521	0.06138	0.05184	0.04856	0.06843
3	0.04953	0.04435	0.05390	0.04544	0.04337	0.05506	0.04816	0.04588	0.06199
5	0.04421	0.04091	0.04786	0.04248	0.04153	0.04874	0.04448	0.04320	0.05555
10	0.03091	0.03231	0.03276	0.03508	0.03693	0.03294	0.03528	0.03650	0.03945
△									
1	0.04186	0.0369	0.04675	0.03974	0.04028	0.05025	0.04209	0.03920	0.06045
5	0.03122	0.03002	0.03467	0.03382	0.03660	0.03761	0.03473	0.03384	0.04757
10	0.01792	0.02142	0.01957	0.02642	0.03200	0.02181	0.02553	0.02714	0.03147

続けている (0.013→0.011→0.008)。このことから少なくとも大企業においては年齢による賃金上昇が年々低下していると考えられる。

次に勤続年数効果を検討しよう。規模計の勤続年数効果の推移を見ると、全体的に1995年の値が若干大きいものの、勤続年数5年未満までは76年の値が大きくなっており一貫したパターンは見られない。しかし、規模別に分けてみるといくつかの特徴が浮き上がる。勤続年数5年のケースを中心に見ることにする。まず、規模別勤続年数効果を見ると1976年が0.041(小)と0.048(大)、87年が0.042と0.049、95年が0.043と0.056で、いずれの年度においても大企業の勤続年数の効果が小企業のそれより大きい。また、小規模の場合においても (0.041→0.042→0.043)、大規模においても (0.048→0.049→0.056) と、時間とともに勤続年数の効果は大きくなっている。特に、このような傾向は大企業において顕著に

見られる。以上の結果から規模によって大きさには若干差があるものの、勤続年数効果は1970年代以降大きくなっていることが窺える。

最後に、年齢と勤続年数の賃金における相対的な効果の大きさについて検討しよう。これを確かめるため35歳で勤続年数が1,5,10年のケースにおいて年齢と勤続年数がそれぞれ1年ずつ増加した場合の勤続年数効果から年齢効果を引いた数値を△とし、表3の最下段に示す。計算結果を見ると、規模計と大規模では全てのケースにおいて勤続年数効果と年齢効果との差は全部プラスで、時間とともに大きくなっている。一方、小規模の場合、1987年に比べ95年の値がわずかに低下しているが、小規模においても勤続年数の効果が年齢効果を上回っていることが確認できる。

III 勤続年数効果と標本選択問題

韓国の賃金構造や年功度に関する前節の分析から韓国の賃金構造は、最近になるほど、年齢ではなく勤続年数に対してより年功的になっている傾向にあることが明らかになった。

しかし、Garen(1988)や Genda and Yee(1995)が指摘しているように、賃金関数における勤続年数の効果には標本選択によるバイアスの可能性を無視することができない。つまり、能力が高くかつ仕事とうまくマッチングされた労働者は、そうではない労働者より高い賃金をもらうため長く勤続することになる。したがって、勤続年数の効果が高いのはマッチングがうまく行った労働者は残るが、そうではない労働者は離職した結果であるとも考えることもできる。果たして我々の利用したデータにおいても標本選択問題によるバイアスが発生しているのだろうか。

この問題を確かめるために、本節では2つの視点から検討を行う。ひとつは、賃金関数から得られた勤続年数の効果を転職関数に入れて、勤続年数の効果が転職を抑制しているのかを推定する。もし、勤続年数効果の上昇が定着度を高めているなら、勤続年数効果は転職をより強く抑制しているはずである。もうひとつは、まず定着度に関する指標をつくり、労働者のカテゴリー別に定着度がどれほど高まっているのかを検討する。そのうえで、定着度の変化と賃金の年功度がどのように関係しているのかについて若干の実証的な検討を加える。

1. 勤続年数効果と転職行動

ここでは、勤続年数効果の上昇が転職率を低下させているのかを樋口(1992)のモデルにならっ

て、賃金関数の推定から得られた各産業別勤続年数の効果と賃金水準の推定値を転職関数の説明変数として加え、勤続年数効果と賃金水準が転職にどのように影響するのかを見ることにする。分析は転職に関するデータが利用可能な1985年と95年を対象に行う。

まず、賃金関数を(2)式のように定義する。

$$\ln(W/H) = a_0 + a_1 E_2 + a_2 E_3 + a_3 EDU_2 + a_4 EDU_3 + a_5 AGE + a_6 AGE^2 + a_7 T + a_8 T^2 + a_9 M + a_{10} OCC + \sum_i \alpha_i T^* I_i + \sum_i \beta_i I_i \quad (2)$$

ここで、 E は事業所規模、 EDU は学歴、 AGE は年齢、 T は勤続年数、 M は婚姻状態、 I は産業を表す。(2)式は基本的には(1)式と同じであるが、(1)式と違うところは、学歴を小・中卒、高卒 (EDU_2)、大卒以上 (EDU_3) の3段階に分けたこと、そして職種を生産職を1とするダミー変数で処理したことなどである。この式において推定パラメータ ($\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$) は、各々の産業の勤続年数—賃金プロファイルの勾配および賃金水準を示すものである。これら ($\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$) を次の転職関数に独立変数として入れ、各産業における賃金の勤続効果や賃金水準が個々人の転職行動に与える影響を検討する。もし勤続年数の効果および賃金水準が転職を抑制するなら、このパラメータの推定値はマイナスになることが予想される。勤続年数の効果と年齢水準以外にも転職行動に影響をもたらすと思われる変数を別に独立変数に加えておく。そこで、転職関数 (TR) の推定式は次のようになる。

$$TR = b_0 + b_1 E_2 + b_2 E_3 + b_3 EDU_2 + b_4 EDU_3 + b_5 AGE + b_6 AGE^2 + b_7 M + b_8 OCC + \gamma \hat{\alpha}_i + \delta \hat{\beta}_i \quad (3)$$

用いるデータは、転職関数の推定が「労働力

流動実態調査」の1985年の上・下半期、95年の上半期から10%抽出したものを、賃金関数が「賃金構造基本統計調査」の85、95年から10%抽出したものである。なお、賃金関数の推定は加重通常最小自乗法、転職関数はプロビット推定法で行う。転職関数の推定結果を表4に示す。

賃金水準と勤続年数の転職への影響は $\hat{\beta}$ と $\hat{\alpha}$ の係数 δ と γ で見ることができる。 δ の推定値をみると、1985、95年ともに負である。このことは、産業の賃金水準がその産業に属している労働者の転職を抑制するということを意味する。1985年の -0.49 に対し95年には -1.07 と85年に比べて2倍以上その効果が大きくなっていることが分かる。一方、勤続年数の効果がどれほど転職を抑制しているのかは γ の値で確認できる。推定結果をみると、 γ も1985、95年ともに負となる。勤続年数の転職抑制効果は1985年の -2.99 から95年には -14.58 となり95年のほうがはるかに大きくなっている。以上の結果は、長期

勤続者の定着性向がここ10年間で急激に大きくなったことを意味するものである。その理由としては、賃金関数推定から明らかになったように勤続年数効果が大きくなっていることがあげられる。勤続年数効果の上昇は賃金の上昇をもたらし、それに対応し労働者の定着度が上昇したと考えられる。

2. 定着度の高い労働者の推移

先ほど述べたように、仮に仕事とのマッチングがうまく行われた労働者は高い賃金をもらい長く勤めるが、マッチングがうまく行われなかった労働者は離職するならば、賃金体系は見かけ上高い年功度を見せることが指摘されている。はたして韓国の賃金体系も、このような標本選択が行われたため高い年功度を見せているのだろうか。

標本選択問題を分析するためには、定着度が高い高定着度労働者と定着度が低い低定着度労働者を区分する必要がある。通常の場合標準労働者^(注13)の概念が多用されるが、韓国の場合約3年間の兵役義務があるため、通常の設定では標準労働者を求めるのは困難である。入隊と除隊の年齢が個人によって異なる点や兵役期間も身体検査結果によって、また時代によって異なるため兵役に関する個人の情報が得られない限り正確に兵役期間を把握することは不可能である。

しかしながら、30歳までに兵役義務を果たさなければならないので、分析対象を30歳以上の労働者に限定すれば、兵役義務に伴う勤続年数の切断問題をある程度回避できる。本節では30歳以上の労働者に限定して、次の不等式を満たす労働者を高定着度労働者として定義する。

$$(\text{年齢}-30) \leq \text{勤続年数}$$

表4 推定結果：転職関数

	1985 dTR/dX	1995 dTR/dX
中規模	-0.0718**	-0.0869**
大規模	-0.1925**	-0.2485**
高卒	-1.5269**	0.1938**
大卒以上	-0.4082**	-0.0632
年齢	0.1241**	0.1336**
年齢2	-0.0016**	-0.0015**
婚姻状態	0.1027**	0.0527
事務職	-0.0682**	0.0056
$\hat{\alpha}$	-2.9851**	-14.5819**
$\hat{\beta}$	-0.4884**	-1.0687**
サンプル数	37164	8256
Log likelihood	-19034.41	-3712.46

(注) *, **はそれぞれ5%, 1%水準で有意であることを示す。

表5 高定着度労働者の構成比

(%)

	1976		1987		1995	
	高定着度	低定着度	高定着度	低定着度	高定着度	低定着度
規模計	37.28	62.72	50.27	49.73	54.04	45.96
小 (10～99人)	29.57	70.43	44.64	55.36	40.30	56.70
中 (100～499人)	34.51	65.49	47.08	52.92	53.20	46.80
大 (500人～)	47.83	52.17	62.39	37.61	73.02	26.98
中卒以下	29.34	70.66	34.31	65.69	26.78	73.22
高 卒	45.85	54.15	57.51	42.49	65.52	34.48
専門大卒	30.85	69.15	67.20	32.80	76.26	23.74
大卒以上	52.19	47.81	63.22	36.78	74.15	25.85
年 齢						
30～34	69.72	30.28	81.36	18.64	83.34	16.66
35～39	24.12	75.88	50.81	49.19	55.07	44.93
40～44	11.02	88.98	26.24	73.76	40.77	59.23
45～49	5.59	94.41	15.96	84.04	25.75	74.25
50～54	2.13	97.87	12.44	87.56	12.82	87.18
年齢 (年)	33.11	39.76	34.94	41.90	36.31	42.96
小 (10～99人)	33.42	40.33	34.74	41.93	35.42	42.57
中 (100～499人)	32.86	39.81	34.75	41.92	36.04	42.91
大 (500人～)	31.15	39.20	35.07	41.88	36.09	43.24
勤続年数 (年)	5.89	3.42	8.38	4.97	10.71	6.28
小 (10～99人)	5.97	3.01	8.12	4.09	9.14	4.27
中 (100～499人)	5.56	3.23	8.03	4.35	10.18	5.97
大 (500人～)	6.09	4.00	8.61	5.81	11.44	7.70
鉱 業	34.06	65.94	35.15	64.85	32.72	67.28
製造業	40.18	59.82	51.66	48.34	58.28	41.72
電気・ガス・水道	67.64	32.36	88.93	11.07	88.49	11.51
建設業	29.83	70.17	49.49	50.51	51.03	48.97
卸・小売り、飲食、宿泊	39.73	60.27	53.04	46.96	58.96	41.04
運輸・倉庫・通信	21.90	78.10	35.67	64.33	32.83	67.17
金融・保険・不動産	47.63	53.37	63.98	36.02	58.33	41.67
社会・個人サービス	38.90	61.10	52.74	47.26	52.47	47.53

求めた高定着度労働者の全体労働者に占める比率を規模別、学歴別に示したのが表5である。

表5から規模別高定着度労働者の比率をみると、1995年の小企業においてはやや低下しているが、このケースを除く全てのケースで高定着

度労働者の比率が増加している。特に、大企業の場合は1976年の48%から95年には73%へと急速に増加している。一方、学歴別推移を見ると、高卒以上のグループでは高定着度労働者の比率は増加している。中卒以下は1976年から87年ま

では15%ほど増加しているものの、95年には低下しており他の学歴とは異なる。年齢別は、高年齢層においても時間とともに高定着度労働者の比率が高まっており、労働者全般にわたって1970年代以降定着度が増加したことが分かる。

産業別に見ても、1987年は76年に比べて全産業で高定着度労働者の比率が上昇している。一方、1995年の比率を見ると、製造業、卸・小売業では上昇している反面、金融・保険業で下がっているなど産業によってばらつきが見られる。ところが、下がっている産業の比率を規模別に分けてみると、金融・保険業の場合は規模を問わずに低下しているが、運輸・倉庫・通信業では低下しているのは小企業のみで大企業においては上昇しているなど、高定着度労働者の規模別変動も産業によって異なる。

そこで高定着度労働者の比率と賃金の年功度との関係を見てみよう。仮に、標本選択バイアスがない、もしくは無視できるほど小さいとしたら、勤続年数効果が高いほど高定着度労働者の比率が高いと考えられる。以下で産業別データを用いて、標本選択バイアスの有無を検証しよう。(1)式に産業別高定着度労働者の比率と勤続年数との交差項を加えて推定した結果を表6に示す^(注14)。この表から分かるように、交差項の係数がプラスであり、高定着度労働者の比率が高いほど勤続年数による賃金上昇効果が大きいことが分かる。仮に、標本選択バイアスがあっ

たとしても以上のような推定結果が得られる可能性を否定することはできない。しかしながら、第Ⅲ節第1項の結果と第Ⅲ節第2項の結果を考え合わせれば標本選択バイアスによる影響は軽微なもの、もしくは存在しないものとして考えてもよいだろう。

ちなみに、高定着度労働者の比率と年齢との交差項を加えて推定した結果、年齢とは負の関係にあった。このことから、高定着度労働者比率が高い産業ほど、賃金において年齢ではなく、勤続年数が重視されることが読み取られる。

第Ⅲ節第1、2項の分析結果から、第Ⅱ節第3項の賃金関数の推定結果においては標本選択バイアスによる影響はほとんどない、もしくはあったとしても軽微であることが確認できた。

おわりに

本稿は1970年代以降の韓国労働市場で観察される賃金構造の変化を年功度という観点から考察した。加えて、年功度の変化に対応し労働市場ではどのような変化が現われたのかを勤続年数の効果と定着度、高定着度労働者の比率と関連付けて検討を行った。

分析の主な結果をまとめると、(1)1970年代から90年代にかけて賃金に及ぼす年齢効果は低下している反面、勤続年数効果は上昇している。なお、このような傾向は規模が大きいほど著し

表6 高定着度労働者の比率と年功度 (1995年)

	小規模(10~499人)	大規模(500人~)
年齢 x 高定着度労働者比率	-0.00948	-0.01047*
勤続年数 x 高定着度労働者比率	0.02876**	0.02384**

(注) **は1%, *は5%で有意であることを示す。

い。(2)勤続年数に対する正の評価は転職を抑制しているし、また勤続年数効果が高いほど転職を抑制する効果も強い。(3)高定着度労働者の比率の推移から、1980年代以降高定着度労働者が急速に増加するとともに、低定着度労働者の平均勤続年数も増加している。中途採用者も転職した後はひとつの企業に定着する傾向が高まるなど、労働者全般にわたって定着度が高まっている。(4)高定着度労働者の比率と年功度との関連を分析した結果、高定着度労働者の比率と勤続年数効果とは正の係数に、年齢効果とは負の係数にある。

以上の結果から、1980年代以降韓国の賃金体系において、とりわけ大企業において年齢より企業内での経験年数である勤続年数の効果が上昇したことが確認された。企業内部での経験がより重視されるようになったということは、大企業を中心に労働市場の内部化が進展したということを示唆するものと考えられる。さらに、1980年以降定着度が増加していることと勤続年数が高い産業ほど高定着度労働者の比率が高かったことを考え合わせると、80年以降韓国の労働市場において内部労働市場が進展していることを窺わせる。また、横田(1994)が指摘しているように、大企業を中心に内部労働市場が形成されたことが1980年代以降の企業規模間賃金格差のひとつの原因になっていると考えられる。

しかしながら、本稿の主要目的が韓国の賃金構造の時系列的変化を整理・把握することにあつたため内部労働市場に関する上記の議論は本稿の結果から得られたひとつの可能性を指摘したに過ぎない。韓国労働市場において内部化が進展しているのかどうかの確認については、賃金

構造に関する分析に加えて内部労働市場を特徴づける他の要因、すなわち韓国の労働市場における転職行動や昇進制度、雇用慣行などについての分析が必要とされる。これらについては今後の研究課題として残したい。

(注1) 実際、朴煥求・朴世逸(1984)のモデルに勤続年数を加えて分析した結果、(1)年齢の効果より勤続年数の効果が大きい、(2)勤続年数を加えることによって年齢の効果がだいぶ減少する、という結果が得られた。

(注2) 小野は賃金体系が年功的になるのは年齢によるもの、すなわち生活費保障的な性格があるので、賃金プロファイルの勾配と労働市場の流動性は直接関係がないと主張している。

(注3) Genda and Yee (1995)の議論には、1980年代以降昇進年齢はそれほど変わっていないのに、離職率が低下している事実をうまく説明できないという問題点も残る。

(注4) ミンサー型賃金関数の詳細についてはMincer (1974)を参照のこと。なお、ミンサー型賃金関数を利用して賃金構造を分析した最近の研究としてはTachibanaki (1998)などがある。

(注5) 規模間賃金格差を論ずる際には事業所規模より企業規模で計測するのがより適切であるかもしれない。しかしながら、本稿で使われるデータで企業規模が取られるのは1987年しかないので、事業所規模で統一して規模間格差を推計した。両方が利用可能な1987年に対して、事業所規模と企業規模でそれぞれの賃金関数を推定した結果、得られたほとんどの推定値の間に統計的に有意な差は生じなかった。したがって、事業所規模で規模間賃金格差を見ても差し支えないと判断される。

(注6) 産業別平均賃金を見ると、電気・ガス・水道業や金融・保険業の賃金が高く、製造業の賃金ももっとも低い。職種別に見た場合は、管理職がもっとも高く、専門・技術職、事務職の順で生産職がもっとも低かった。地域別ではソウルの賃金水準がもっとも高く、釜山と済州道がもっとも低かった。

(注7) 地域の区分は、ソウル、釜山、京畿、江原、忠清、全羅、慶尚、済洲島である。

(注8) 調査が始まった時点(1969年)の名称は「職種別賃金実態調査」であったが92年に「賃金構造基本統計調査」に改名された。しかしながら、調査内容は変更されていないため本稿で用いたデータは先行研究と同じである。

(注9) クロスセクションデータで時系列的な変化を考察する際に注意しなければならない点として、賃金上昇率や転職率など、労働市場の特性を表わす変数がマクロ経済変数によって左右されうという問題がある。例えば、賃金上昇率や転職率は経済成長率に敏感に反応していることが知られている。つまり、成長率が高い時期には賃金上昇率や労働市場の転職率は高くなることが予想されるし、成長率が低い場合は低くなることが予想される。この場合、労働市場が運用されているメカニズムをより純粋な形で調べるためには、労働市場以外の条件をできる限り一致させるのが望ましい。比較対象になっている3年のGDP成長率を見ると、それぞれ11.8%、11.5%、8.9%である。1995年の成長率が他の年度に比べてやや低いが、各々の年度がその年度を前後とした2～3年間で最も成長率が高かったことを考えると、比較に差し支えはないと思われる。なお、女性の場合、結婚と同時に労働市場から退場するケースが多いため、賃金と離職率との関係を分析する際にバイアスをもたらしかねないので排除した。56歳以上の労働者を排除したのは、韓国の定年が55歳になっているからである。また、役員の賃金体系は、従業員と異なる賃金体系が適応されるため一般の労働者の賃金体系を分析する際に除いたほうが、労働者の賃金体系をよりの確に把握するのに適していると考えられる。

(注10) 「賃金構造基本統計調査」のように全数調査ではなく標本抽出による調査の場合、標本抽出率によるバイアスが存在する。この抽出率によるバイアスを修正する方法として、標本抽出率を重み(weight)とした推定方法(加重通常最小自乗法)が多用されている。「加重通常最小自乗法」に関する詳細な説明についてはGreene(1993, 373)を参照のこと。

(注11) 大卒者ダミーの推定値から高卒者ダミーの

推定値を引いた値が高卒者と大卒者の賃金格差である。

(注12) 時間の経過とともに企業規模が変わることが十分考えられる。したがって、規模による効果を解釈する際には、必ずしも時点間で規模が同一ではないことに注意しなければならない。なお、弾性値の定義は、 $\partial(\ln W/H)/\partial(\text{age})$ 、 $\partial(\ln W/H)/\partial(\text{tenure})$ である。

(注13) 標準労働者とは、学校を卒業し、就職した後転職せずに同一職場で働いている労働者、つまり年齢から学卒年齢を引いたものが勤続年数と等しい労働者を指す。

(注14) 表6には示さなかったが、1995年と同様の結果が87年と76年の推定結果からも得られた。また、同じ年度の高定着度労働者比率を用いることで起こりうる同時推定バイアスを考慮して、1995年に87年の高定着度労働者の比率を、87年に76年の比率を用いて推定しても同様の結果が得られた。

文献リスト

<日本語文献>

- 大橋勇雄 1990.『労働市場の理論』東洋経済新報社。
小野旭 1989.『日本的雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。
元鍾鶴・中馬宏之 2000.「韓国労働市場の転換点——内部労働市場の視点から——」*The Long-Term Economic Statistics of Korea, 1910-1990*. 一橋大学経済研究所。
樋口美雄 1992.『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
横田伸子 1994.「1980年代の韓国における労働市場構造の変化——製造業生産職男子労働者を中心に——」『アジア経済』第35巻第10号(10月)。

<韓国語文献>

- 朴英凡 1993.「80年代 韓国賃金構造의 推移와 特性」[80年代韓国賃金構造の推移と特性]『韓国労働研究』第3輯 韓国労働研究院。
朴恒求・朴世逸 1984.『韓国の賃金構造』[韓国の賃金

- 構造] 서울 [ソウル] 韓国開発研究院.
- 李孝秀 1984. 『労働市場構造論——韓国労働市場의 理論과 実証——』 [労働市場構造論——韓国労働市場の理論と実証——] 서울 [ソウル] 法文社.
- 丁 怡 煥 1992. 『제조업 내부노동시장의 변화와 노사관계』 [製造業内部労働市場の変化と労使関係] ソウル大学社会科学科博士学位論文.
- 鄭寅樹 1991. 『韓国の賃金構造——6・29以後의 变化——』 [韓国の賃金構造——6・29以後の変化——] 서울 [ソウル] 韓国労働研究院.
- 〈英語文献〉
- Becker, G. S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. NBER and Columbia University Press.
- Garen, J. E. 1988. “Empirical Studies of the Job Matching Hypothesis.” In *Research in Labor Economics*. ed. Ronald G. Ehrenberg. JAI Press.
- Genda, Y. and Yee, Seung-Yeol 1995. “Wage Determination and Labor Turnover in Korea.” In *Wage Differentials: An International Comparison*. ed. T. Tachibanaki. New York: Macmillan Press.
- Greene, W. H. 1993. *Econometric Analysis*. 2nd edition. New York: Macmillan.
- Kim, Byung Whan 1992. *Seniority Wage System in the Far East: Confucian influence over Japan and South Korea*. Brookfield (Vt.): Ashgate Publishing Company.
- Lazear, E. P. 1979. “Why Is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy* 87(6).
- 1981. “Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions.” *American Economic Review* 74(4).
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: NBER.
- Salop, J. and S. Salop 1976. “Self-Selection and Turnover in the Labor Market.” *Quarterly Journal of Economics* 90(November).
- Tachibanaki, T. eds. 1998. *Wage Differentials: An International Comparison*. New York: Macmillan.
- 【付記】貴重なコメントを下されたレフェリーに感謝したい。2000年1月統計研究会で報告の機会を与えられ、多くの貴重なコメントを頂いた。統計研究会の方々に感謝の意を表したい。しかしながら、あり得べき誤謬はすべて筆者の責任である。
- (元・東京都立大学経済学部助手／中村・東京都立大学経済学部教授)